

环境管制、产业结构调整与地区经济发展

□钱争鸣 刘晓晨
(厦门大学 经济学院 福建 厦门 361005)

本文从区域空间关联性出发,分析环境管制、产业结构调整 and 地区经济发展三者的关系,探讨环境管制对绿色经济效率的作用机制并验证其存在性及影响程度。研究发现,环境管制能够通过筛选效应、内部技术溢出和外部技术溢出,促使绿色经济效率形成“扩散效应”和“极化效应”,进而影响地区的产业结构调整 and 产业升级,促进地区经济发展。实证分析表明,绿色经济效率具有显著的空间正相关,环境管制对改善绿色经济效率具有时滞性,长期治污投资能显著提高绿色经济效率;从长期来看,环境管制能显著提高东、中、西部的技术进步,但“扩散效应”和“极化效应”在不同地区的效果各异。

关键词: 环境管制; 产业结构调整; 绿色经济效率; 空间计量

中图分类号: F124.5 文献标识码: A 文章编号: 1003—5656(2014)07—0073—09

一、引言

我国从 2006 年开始实施节能减排政策,在“十一五”和“十二五”规划中明确提出了全国和各地区的节能减排目标,为把节能减排目标落到实处,政府采取了经济的、法律的乃至必要的行政手段^[1]。节能减排政策是保障国民经济可持续与健康发展的重要举措,但传统观念认为污染治理的额外成本会降低各地区的经济发展水平,即节能减排和经济增长是一种此消彼长的关系,环境质量的提高必然以降低经济增长为代价。“波特假说”^{[2][3][4]}则认为提高环境质量与增强竞争力的双赢发展是可能的。那么,对于我国各地区而言,环境管制与经济发展二者究竟是此消彼长还是双赢关系?

国内很多学者对此进行了研究。涂正革(2008)^[5]根据环境技术效率的高低考察了地区环境、资源与工业增长的协调性,发现区域间环境工业协调性极不平衡;张红凤等(2009)^[6]对环境规制下污染密集产业的发展状况进行实证分析与环境规制绩效评价,认为严格而系统的环境规制政策能改变 EKC 曲线形状和拐点位置,在一定条件下可能实现环境和经济发展的双赢;王兵等(2010)^[7]通过对比各区域市场效率和环境经济效率的水平以及增长率,分析了影响资源环境约束下经济效率的因素;陈诗一(2010a)^[8]基于方向距离函数的动态行为分析模型对我国工业行业 2009—2049 年的节能减排损失和收益进行模拟分析,预测结果支持了波特假说;陈诗一(2010b)^[9]通过重新估算工业全要素生产率,发现节能减排的一系列举措促进了我国工业绿色生产率的持续改善;李玲等(2012)^[10]按照污染排放强度的不同,考察制造业部门环境管制的合理性,并提出了促使环境和经济发展双赢的途径;陈坤明等(2013)^[11]基于随机前沿分析方法,分析不同环保政策对工业企业生产效率的影响,发现环保政策对企业生产率的影响

基金项目: 国家自然科学基金项目“国际贸易的碳排放区域转移效应评估、形成机理及中国的碳排放责任”(71373218); 国家社会科学基金项目“中央与地方政府两级污染防治的非对称信息博弈研究”(08BJY076)

存在行业差异。

上述研究文献由于研究样本、研究方法等方面的不同,得出的结论也有所差异,需要进一步探讨的问题有:第一,环境管制对经济发展的影响在总量和效率方面的区别。经济效率衡量了地区经济运行的要素配置绩效,在资源环境约束下的绿色经济效率可作为评价地区资源、环境和经济发展的综合绩效指标^[12],与经济总量相比,能更准确地反映经济发展的现状。因此,应从绿色经济效率的角度研究环境管制与经济发展的关系。第二,环境管制对绿色经济效率影响的地区差异问题。现有很多文献虽然研究了环境管制对工业行业生产效率的影响,但忽略了环境管制的地域差异。尤其在我国经济的梯度发展模式下,地区间产业布局、经济发展、环境污染等往往通过“极化效应”和“涓滴效应”产生空间联系^[13],因此,需要从空间视角分析绿色经济效率的区域关联性,以及环境管制对地区绿色经济效率的影响机制。为此,本文从三个方面展开研究:一是结合区域空间关联性,从地区差异和产业结构调整的角度剖析环境管制对绿色经济效率的作用机制;二是测算资源环境约束下的绿色经济效率,分析其区域差异性;三是运用空间计量模型与方法,分析环境管制对绿色经济效率的作用机制的存在性及其影响程度。最后,根据实证分析结果提出相应的政策建议。

二、环境管制、产业结构调整与绿色经济效率之间的作用机制

总的来说,环境管制通过筛选效应、内部技术溢出和外部技术溢出,促使绿色经济效率通过“扩散效应”和“极化效应”产生空间联系,影响地区的产业结构调整 and 产业升级,进而促进经济发展。

(一) 筛选效应

由于资源分布、地理位置、历史发展等因素的影响,不同地区产业结构存在固有差异,而产业的异质性导致了地区经济发展对资源的依赖程度和对环境的污染程度的不同^[14],如东北地区是传统的重工业区,是典型的“高投入、高消耗、高污染”的资源依赖型产业区。因此,有的地区效率高(图中的A地区),有的地区效率低(图中B地区),各个地区本身已呈现出绿色经济效率差异。环境管制的筛选效应意味着,并不是所有地区的经济发展都是高效率的,提高绿色经济效率需要优化生产技术和环保技术,而地区间产业发展状况的差异,导致了在实施环境管制之前,各地区就已划分成两类:高效率地区和低效率地区。

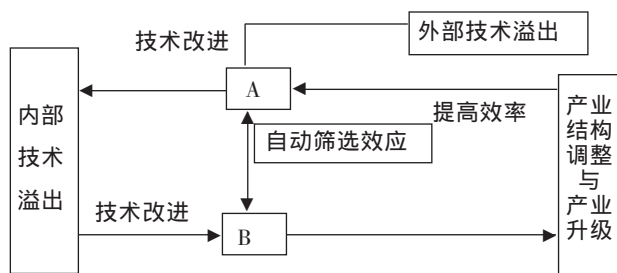


图1 资源环境管制、产业结构调整与绿色经济效率之间的作用机制

(二) 内部技术溢出

假设只有高效率的A地区开展研发,低效率地区B只能通过学习A的生产技术完成技术改进。在其他条件不变的情况下,无论是征收资源税还是实施排污权收费等环境管制政策,都将大幅提高要素投入和污染排放的成本,B地区企业的利润会受到挤压,而A地区将具有显著的竞争优势。另一方面,如果低效率的B地区不采取应对环境管制的措施,那么考虑资源环境因素后其效率水平会变得更低^{[7]103},而A地区将继续保持效率优势。因此,微观层面上,在追求利润最大化的驱动下,实施环境管制将迫使B地区向A地区学习,改善生产技术和排污技术,促使产业升级;宏观层面上,B地区政府在环境管制压力下,叫停污染严重、产能过剩的企业,鼓励新型绿色环保产业的发展,促使产业结

构调整。因此,在环境管制下,高效率地区对低效率地区的技术外溢效应更具有动力,从微观和宏观两个层面促使低效率地区加快产业升级和产业结构调整,进而提高低效率地区的绿色经济效率,使其向高效率地区靠拢,这是环境管制对绿色经济效率的“扩散效应”。

(三) 外部技术溢出

外部技术溢出是对高效率地区而言的,一方面是指通过贸易出口、吸引外资等方式学习借鉴国外的先进技术,另一方面指开展自主研发,进行技术创新。在环境管制下,低效率地区具有提高效率水平的压力,从而使整体生产前沿面向前推进,高效率地区可能不再保持有效水平。因此,为了维持效率优势,高效率地区通过外部技术溢出不断学习、研发新的生产技术和排污技术,拉大地区间的效率差异,形成“效率集聚”,这是环境管制对绿色经济效率的“极化效应”。

高效率地区通过外部技术溢出提高自身效率水平的同时,进一步刺激了绿色经济效率的“扩散效应”,从而使低效率地区效率水平再次得到提高,如此循环往复,在“扩散效应”和“极化效应”的共同作用下,提高了绿色经济效率的整体水平。

三、绿色经济效率的测算

(一) 理论模型构建

把每个地区看作一个生产决策单元(DMU),在 t 期地区 $i(i=1, \dots, n)$ 的投入要素为 $x_i^t \in R^m$,期望产出为 $y_{it}^g \in R^s_+$,非期望产出为 $y_{it}^b \in R^s_+$ 。定义矩阵 $X^t = [x_1^t, \dots, x_n^t] \in R^{m \times n}$, $Y_t^g = [y_{1t}^g, \dots, y_{nt}^g] \in R^{s_+ \times n}$, $Y_t^b = [y_{1t}^b, \dots, y_{nt}^b] \in R^{s_- \times n}$ 。根据序列DEA的思想^①, t 期生产前沿面是 t 期及以前各期生产前沿面的包络,由此确定的生产边界能避免由于生产技术改善的时滞性造成的生产前沿面的向内偏移,因此随着时间推移不会出现生产技术倒退的情形。于是, t 期绿色经济效率的生产可能性集合可记作:

$$P^t = \{ (x_i^t, y_{it}^g, y_{it}^b) \mid x_i^t \geq X\lambda^t, y_{it}^g \leq Y_t^g \lambda^t, y_{it}^b \geq Y_t^b \lambda^t, \lambda^t \geq 0, i=1, \dots, n \}$$

其中: $X = [X^1, \dots, X^t]$, $Y^g = [Y_1^g, \dots, Y_t^g]$, $Y^b = [Y_1^b, \dots, Y_t^b]$ 分别表示从第一期到第 t 期的所有投入要素、期望产出和非期望产出; $\lambda^t = [\lambda^1, \dots, \lambda^t]$ 是权重向量,若各元素和为1,表示生产技术的规模报酬可变的(VRS),否则表示规模报酬不变(CRS)。在Tone(2004)^[19]的基础上,结合序列DEA的思想对SBM模型进行改进,得到测度绿色经济效率的序列SBM模型如下^②:

$$\rho^* t = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_{it}^-}{x_{i0}^t}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_{tr}^g}{y_{tr0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_{tr}^b}{y_{tr0}^b} \right)} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} x_0^t = X^t \lambda^t + s_{it}^- \\ y_{t0}^g = Y_t^g \lambda^t - s_{tr}^g \\ y_{t0}^b = Y_t^b \lambda^t + s_{tr}^b \\ s_{it}^- \geq 0, s_{tr}^g \geq 0, s_{tr}^b \geq 0, \lambda^t \geq 0 \end{cases}$$

非参数Malmquist指数是研究绿色经济效率动态变动的常用方法,将环境管制下的Malmquist指数称为绿色Malmquist指数(简记为GMI)^[21]。根据Fare et al.(1994)^[22],将GMI分解成技术追赶(EFFCH)

① 序列DEA最早由Tulkens and Eeckaut^[15]提出,很多研究考虑到生产前沿面推移的不完全性和时滞性,而采用序列DEA方法^{[16][17][18]}。

② 模型(1)可以通过Charnes和Cooper的方法转换成线性规划问题^[20]。

和技术进步(TECH)两部分:

$$GMI(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \frac{\delta^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{\delta^t(x^t, y^t)} \times \left(\frac{\delta^t(x^t, y^t)}{\delta^{t+1}(x^t, y^t)} \cdot \frac{\delta^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{\delta^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right)^{1/2} = EFFCH \times TECH \quad (2)$$

其中, EFFCH 测度了从 t 期到 $t+1$ 期某地区对生产前沿面的追赶程度, 可进一步分解成纯技术效率变动和规模效率变动。TECH 测度了生产前沿从 t 期到 $t+1$ 期的移动情况, 衡量某地区相邻两期的生产技术变化, 代表了生产过程中技术进步或创新的程度。GMI 大于 1 的部分, 即为该地区从 t 期到 $t+1$ 期的绿色经济效率增长率。

(二) 数据来源及处理

选取除港澳台及西藏以外的 30 个省(或自治区、直辖市)作为生产决策单元, 以 2000—2010 年省际年度数据为样本数据, 数据资料来源于历年《中国统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。投入产出变量如下: (1) 将资本存量、劳动人口和资源消耗作为投入要素。其中, 劳动人口数等于当年和上年年末就业人数的平均; 资源消耗量等于折算成标准煤后的能源消耗总量^①; 资本存量采用永续盘存法计算, 以 2000 年为基期, 初始资本存量的计算、折旧率的估计以及固定资产投资价格指数的计算均借鉴张军等(2004)^[23]的做法^②。(2) 将地区生产总值作为期望产出, 以 2000 年为基期, 用各地区的居民消费价格指数进行平减。(3) 将各地区工业废气^③、废水、固体废弃物的排放量作为污染物, 将利用熵值法得到的污染综合指标作为非期望产出。

(三) 资源环境约束对绿色经济效率的影响

表 1 2000—2010 年两种情形下经济效率的平均增长率

情形	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	平均
I	1.008	1.128	1.007	1.029	1.035	1.022	1.033	1.052	0.989	1.044	1.035
II	1.005	1.294	0.984	0.987	1.002	0.987	0.997	1.013	0.975	1.002	1.025

表 1 给出了 2000—

2010 年两种情形下经济效率的平均增长率。情形 I 是考虑资源环境约束下的经

济效率增长率, 即绿色经济效率增长率, 全国平均水平为 3.47%; 情形 II 是未考虑资源环境约束的经济效率增长率, 全国平均水平为 2.5%, 这与郑京海等(2004)^[24]的计算结果类似。显然, 情形 I 的增长率高于情形 II, 尤其是在 2004 年之后, 情形 I 下绿色经济效率增长率高于情形 II 约 3% 以上。我国从 2006 年开始实施节能减排政策, 在“十一五”和“十二五”规划中都明确提出了全国和各地区的节能减排目标, 这一政策的实施, 使经济发展受到的资源环境约束比之前更加明显, 对提高绿色经济效率起到了促进作用, 这在一定程度上验证了“波特假说”的存在。

表 2 2000—2010 年各地区 GMI 平均增长率及来源分解(%)

地区	GMI	EFFCH	TECH
全国	3.47	-1.31	5.32
东部	4.47	-0.66	5.54
中部	1.77	-2.49	5.14
西部	2.06	-2.05	4.61

表 2 给出了 2000—2010 年各地区^④绿色经济效率的平均增长率及各项分解。分地区来看, 绿色经济效率增长率东部最高、西部次之、中部最低, 且东部地区的增长率显著高于其他地区。从变化趋势看(见图 2), 2001—2002 年, 绿色经济效率增长率有所提高, 但 2003—2005 年, 东部地区绿色经济效率的增长趋势开始放缓, 而中部、西部地区则出现下降趋势, 2005—2008 年, 各地区绿色经

①海南省 2002 年的能源消耗缺失, 利用前后两年的平均值插补。

②为保持数据的一致性, 四川省 1996 年后的资本存量仍然是四川和重庆的总额。文中以 1997 年的固定资本形成总额为重庆市的初始资本存量, 采用永续盘存法推算的到 2000 年的资本存量, 进而得到排除重庆以外的四川省 2000 年的资本存量。

③《中国统计年鉴》中 2006 年废气排放量缺失, 利用前后两年的平均值进行插补。

④按传统划分方式, 将样本数据中涉及的 30 个省份分为东部、中部和西部三个地区。

济效率的增长率逐渐提升,东部与中西部之间的差异也随之逐渐拉大。改革开放以来,在国家政策引导以及经济地理自然分布下,我国逐渐形成了“四大经济特区—东部沿海开放城市—东部地区—中西部地区”的梯度发展模式^{[13] 64},东部地区经济的发展具有资源、技术等方面的先得优势,从增长的各项分解看,它的平均技术水平呈增长状态,明显高于其他地区,这是保持高效率的源泉。因此,无论是否实施环境管制,绿色经济效率本身就存在地区差异,东部地区各省份的绿色经济效率水平较高,而中西部地区较低,即筛选效应是存在的。

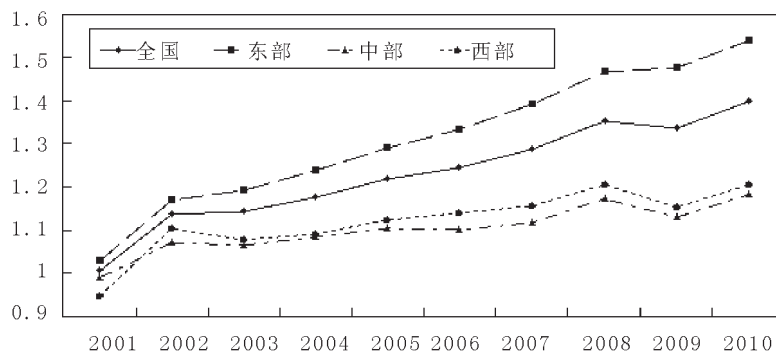


图2 各地区绿色经济效率累积增长率

四、环境管制对绿色经济效率作用机制的统计检验

(一) 绿色经济效率的空间相关性

空间计量经济学中一般采用 Moran 指数判断某一属性是否具有空间相关性,其表达式为:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

其中, Moran 指数取值介于 -1 和 1 之间, n 是地区总数, w_{ij} 是空间权重矩阵 W 中的元素, \bar{x}_i 和 \bar{x}_j 分别表示地区 i 和地区 j 的取值, \bar{x} 为各地区均值, S^2 为方差。

表3 2000—2010年绿色经济效率的空间相关 Moran 指数

时间	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Moran 指数	0.199	0.283	0.359	0.350	0.342	0.444	0.455	0.423	0.469	0.480
P 值	0.062	0.011	0.001	0.002	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表3 给出

2000—2010年
全国绿色经济效率的空间相关

Moran 指数及其检验 P 值。权重矩阵 W 采用简单的二元相关矩阵,若两省份相邻则取值为 1,否则取值为 0。由于海南省是一个岛,在地理上没有相邻的省份,但海南省与广西省和广东省仅相隔一个海峡,而且与两省都有非常频繁的贸易活动,因此在设置权重矩阵时将海南省的地理空间处理为与广东省和广西省相邻。从表 3 可以看出,在显著性水平为 0.05 的条件下,绿色经济效率呈现显著的空间正相关,而且这种空间相关程度有随时间递增的趋势。根据上文分析,实施环境管制可能对“扩散效应”和“极化效应”具有一定的强化作用,继而加强了地域间绿色经济效率的空间联系。

(二) 环境管制对绿色经济效率空间溢出的影响

根据样本数据的特点,采用空间面板的滞后固定效应模型和空间面板的误差固定效应模型检验环境管制对绿色经济效率的作用机制。模型设定如下:

$$g_{i,t} = \alpha + \rho W g_{i,t} + \beta_1 R_{i,t} + \sum_{j=1}^n \gamma_j D_{i,t}^j + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$g_{i,t} = \alpha + \beta_1 R_{i,t} + \sum_{j=1}^n \gamma_j D_{i,t}^j + \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} = \varphi W \varepsilon_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

式中 α 为常数项 $g_{i,t}$ 为地区 i 在 t 期的绿色经济效率增长率, W 是空间权重矩阵^①, 在模型(4)中 ρ 是空间自回归系数, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项, 而在模型(5)中 φ 是空间自相关系数, $\mu_{i,t}$ 是随机扰动项。 $R_{i,t}$ 是地区 i 在 t 期的环境管制变量, 根据“波特假说”, 实施环境管制在短期内可能不会提高效率, 甚至可能导致效率的降低, 但在长期却能改善效率水平, 因此考虑环境管制变量的滞后项以检验环境管制在长期对绿色经济效率的作用。反映环境管制 ($R_{i,t}$) 的变量, 由各地区污染治理投资占生产总值的比重表示。由筛选效应可知, 各省经济固有的结构性变量对改善绿色经济效率具有一定的影响作用, 因此, 模型(4)和模型(5)中的控制变量 D^j 包括: (1) 各地区的经济发展状况 (SCALE), 用各省份人均 GDP 表示; (2) 各地区的经济开放程度 (OPEN), 用各地区进出口贸易总额占生产总值的比重表示; (3) 各地区产业结构 (INDUSTRY), 用第二产业对地区生产总值的贡献度表示; (4) 研发创新投资 (R&D), 用各地区专利授权数量占总人口的比重表示。所需数据来源于历年《中国统计年鉴》, 其中污染治理投资在 2007 年缺失, 用前后两年的平均值插补。

表 4 模型(4)和(5)的估计结果

变量	OLS	模型(4)				模型(5)			
		I	II	III	IV	I	II	III	IV
ρ/φ		0.476***	0.475***	0.438***	0.441***	0.508***	0.507***	0.484***	0.483***
R_t	-2.001	0.061	0.037	0.342	0.336	0.119	-0.132	0.275	0.276
R_{t-1}	-3.018		-0.257	-0.384	-0.370		0.747	0.458	0.453
R_{t-2}	5.284***			5.430***	5.417***			4.210***	4.216**
SCALE	0.523*	5.776**	5.670**	5.800**	5.827**	7.113***	6.945***	7.095**	7.086***
OPEN	-0.031	-0.110	-0.109	-0.122	-0.122	-0.174*	-0.172*	-0.180*	-0.180*
INDUSTRY	-0.145*	-0.265**	-0.287**	-0.309**	-0.308**	-0.337**	-0.363**	-0.387**	-0.387**
$R \& D_t$	-0.001	-0.004	-0.007	-0.008	-0.007	-0.009**	-0.003	-0.003	-0.003
$R \& D_{t-1}$	-0.010		-0.018*	-0.018*	-0.019*		-0.018*	-0.018*	-0.018
$R \& D_{t-2}$	0.019				0.0023				0.001
对数似然	314.864	356.928	358.623	363.233	363.257	359.567	361.199	363.825	363.827
R^2	0.078	0.347	0.354	0.367	0.368	0.164	0.172	0.209	0.209
		I		II		III		IV	
		统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值
LMsar		63.740	0.000	62.492	0.000	51.424	0.000	51.040	0.000
$R - LM_{sar}$		0.621	0.431	0.015	0.900	7.013	0.008	7.434	0.006
LMerr		67.625	0.000	64.214	0.000	45.188	0.000	44.531	0.000
$R - LM_{err}$		4.505	0.034	1.737	0.187	0.778	0.378	0.925	0.336
Lratons		103.192	0.000	100.870	0.000	89.362	0.000	89.226	0.000

注: *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平显著。

表 4 给出了模型(4)、模型(5)以及普通最小二乘(OLS)的估计结果。空间计量模型的拟合优度和对数似然函数值显著高于 OLS, 而且空间自回归系数 ρ (或空间自相关系数 φ) 在 0.01 的显著性水平上显著为正, 表面空间计量模型优于传统面板模型, 更适合于样本数据。在估计空间面板模型之前, 需要对

①此处空间权重矩阵的设置同公式(3)。

传统面板回归的残差项进行空间计量检验以验证变量间是否存在空间自相关,常用的检验统计量有 LMerr、LMsar、Lrations 等。如果 LMsar(或 LMerr)比 LMerr(或 LMsar)统计量更显著,并且 $R - \text{LMsar}$ (或 $R - \text{LMerr}$)显著而 $R - \text{LMerr}$ (或 $R - \text{LMsar}$)不显著,可以断定空间滞后模型(或空间误差模型)是更恰当的空间自回归表达形式^[25]。在估计模型时,采用逐步回归的方法依次引入环境管制(R)和研发创新投资(R&D)的滞后项得到 I、II、III、IV 四类模型。

采用 Elhorst(2010)^[26]编写的检验程序,可得每类模型的空间计量检验结果,由表 4 可知,引入滞后项后模型的拟合优度和对数似然函数值都得到提高。I 和 II 类模型适合空间面板的误差固定效应模型,而 III 和 IV 类模型适合空间面板的滞后固定效应模型,反映出环境管制(R)和研发创新投资(R&D)的时滞作用强化了绿色经济效率自身的空间关联性。不考虑变量的时滞影响时,当期环境管制对提高绿色经济效率起到正向作用,但不显著,可能原因是环境管制虽然在当期即能产生立竿见影的减排效果,但也显著增加了排污治理成本。当考虑变量的时滞影响时,人均 GDP 的系数仍显著为正,经济开放度的系数仍为负但不再显著,产业结构的系数仍显著为负,且这三个变量对绿色经济效率增长率的影响逐渐变小。而环境管制的系数仍为正却逐渐变大,前一期系数为负,前两期的系数显著为正,这表明环境管制对提高绿色经济效率有显著的时滞作用,当期的污染治理投资虽能减少排污量,但具有明显的“政策导向”,没有从根本上解决能源的利用效率和排污技术,加大了生产成本,使滞后一期的效率降低。如果能长期实施治污投资,那么绿色经济效率将得到显著提高。同时,研发创新投资当期和滞后一期的系数都为负,但滞后两期的系数为正,表明研发创新投资在长期也有利于绿色经济效率的提高。

(三) 环境管制对“扩散效应”和“极化效应”的影响分析

从图 1 可知,在环境管制作用下,绿色经济效率的“扩散效应”和“极化效应”相互促进,难以割离,二者共同促进了绿色经济效率水平的提高。而由表 2 知,技术进步是提高各地区绿色经济效率的主要动力,因此可以通过研究环境管制对技术进步的影响,研究环境管制对内部技术溢出和外部技术溢出的影响,从而反映环境管制对“扩散效应”和“极化效应”的作用。对模型(4)和模型(5)进行修正,以 TECH 为被解释变量,表 5 分别给出了东部、中部和西部模型的估计结果,通过 LMerr、LMsar、 $R - \text{LMerr}$ 、 $R - \text{LMsar}$ 的显著性可知,对三大地区的样本数据而言,空间滞后模型(SLM)更恰当。

由表 5 可知,东、中、西部的技术进步都具有显著的空间正相关,这种相关性体现于技术进步在不同地区之间具有显著的正向依赖,周边省份技术进步程度越高,自身技术进步程度就越高。东部和西部的环境管制当期系数为负,前一期、前两期的系数为正,而中部地区当期和前一期的系数为负,前两期的系数显著为正,且三大地区环境管制当期、前一期、前两期系数的绝对值都逐渐增大,这不仅表明环境管制对东、中、西部技术进步的影响都具有时滞性,而且表明环境污染治理投资虽然在短期具有一定负面效应,但在长期却对技术进步有更强的促进作用,支持了“波特假说”。进一步比较环境管制的区域差异可知,相比东部和西部,中部地区环境管制有更长的时滞性,且其前两期系数大大高于东部和西部,表明长期环境管制对提高中部地区技术进步的边际收益最大,若对中部实施连贯性的环境管制,在长期能获得数倍于东部和西部的效果。其他控制变量:经济发展对三大地区的技术进步都具有显著的促进作用,但西部地区的边际收益最大;加强进出口贸易能显著改善中部地区的技术水平,但对东部和西部地区影响作用不显著;第二产业比重的增加对三大地区的技术进步都有显著的负面影响,尤其对于中部地区而言,其负面影响作用最大;研发创新投资对促进技术进步也具有时滞性,尤其在长期对西部地区具有显

著的正向作用。

表5 环境管制对“扩散效应”和“极化效应”的影响

变量	东部		中部		西部	
	SLM	SEM	SLM	SEM	SLM	SEM
ρ/φ	0.443***	0.526***	0.413**	0.548**	0.479***	0.497***
R_t	-2.561	-2.918	-0.403	-0.659	-0.287	-0.415
R_{t-1}	0.375	2.404	-7.641	-3.976	0.390	0.468
R_{t-2}	7.563**	5.692	31.176***	27.326**	5.470***	4.506**
SCALE	5.157**	5.591*	12.065***	14.666***	18.0236*	17.306*
OPEN	-0.119	-0.169	3.871**	4.199**	0.4666	0.294
INDUSTRY	-0.266**	-0.175**	-1.080***	-1.081***	-0.599**	-0.554*
$R \& D_t$	0.007	0.003	0.101	0.078	0.0096	0.006
$R \& D_{t-1}$	-0.018*	-0.017	-0.157	-0.097	-0.112	-0.107
$R \& D_{t-2}$	0.001	-0.002	0.089	0.059	0.2116**	0.226**
对数似然	140.068	140.624	120.705	120.842	114.281	112.888
R^2	0.392	0.277	0.373	0.293	0.411	0.263
	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值
LMsar	11.776	0.001	6.562	0.010	14.570	0.000
$R - LMsar$	2.914	0.088	3.669	0.055	10.419	0.001
LMerr	9.531	0.002	4.018	0.045	8.385	0.004
$R - LMerr$	0.668	0.414	1.125	0.289	4.233	0.040
Lratons	19.296	0.036	29.867	0.000	58.521	0.000

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平显著。

增长率显著高于其他地区。三大地区的绿色经济效率本身就具有筛选效应,而且它们之间的差异有逐渐拉大趋势。(3) 环境管制对提高绿色经济效率有显著的时滞作用,长期的治污投资能显著提高绿色经济效率水平,支持了“波特假说”。通过技术进步指数(TECH)研究环境管制对绿色经济效率“扩散效应”和“极化效应”的影响作用,发现东、中、西部地区的技术进步指数也具有显著的空间正相关,而环境管制对东、中、西部技术进步的影响都具有时滞性,在短期环境污染治理投资具有一定负面效应,但在长期却对技术进步有更强的促进作用。

本文的现实指导意义在于,环境管制与绿色经济效率并非此消彼长的关系,在长期环境质量与经济发展能够实现双赢。各地区应重新审视环境管制对区域发展的影响作用,因地制宜,实施合理的政策措施。主要政策建议有:(1) 重视经济效率而不是经济总量。GDP 早已不再是考察政府官员政绩的唯一指标,在改革的新时期,需转换政府官员的工作重心,在现有经济发展的基础上以提高地区经济效率为主要目标。(2) 实施连贯性的环境管制政策。各省份历年来的污染治理投资额比重都较低(大部分比重都低于 0.5%),且相邻年份差异较大,环境管制的实施具有一定的“政策应对性”。考虑到环境管制的时滞作用,只有实施连续、一致的管制政策,才能在长期获益。(3) 推动区域发展战略,结合中国的梯度发展模式 and 空间特征。绿色经济效率和技术进步都具有显著的空间正相关,某地区绿色经济效率水平和技术进步程度依赖于周边地区相应水平的高低。以区域发展为大局,鼓励先进地区、绿色产业等优先发展和技术创新,从而以点带面,提高区域整体的效率水平。(4) 兼顾各地区结构性因素的差异。各地区经济发展现状不同,导致了不同地区绿色经济效率的提高还依赖于自身的结构性因素。促进经济发展、调整产业结构、加强进出口贸易在中部地区的边际收益最大,而东部和西部地区应大力鼓励研发创新投资。

参考文献:

[1] 江国成, 凌军辉. 我国节能减排力度前所未有, 可持续发展能力明显增强[N/OL]. (2012-07-03)[20140411].

五、结论与建议

主要结论: (1) 环境管制能够通过筛选效应、内部技术溢出和外部技术溢出,促使绿色经济效率形成“扩散效应”和“极化效应”,影响地区的产业结构调整 and 产业升级,进而促进地区经济的发展。(2) 绿色经济效率增长率东部最高、西部次之、中部最低,且东部地区的增

http://news.xinhuanet.com/politics/2012-07/03/c_112345985.htm.

- [2] PORTER M. E. America's Green Strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4): 168.
- [3] PORTER M. E., VAN DER LINDE C. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [4] AMBER S., BARLA P. A Theoretical Foundation of the Porter Hypothesis[J]. Economics letters, 2002, 75(3): 355-360.
- [5] 涂正革. 环境、资源和工业增长的协调性[J]. 经济研究, 2008, (2): 93-105.
- [6] 张红凤, 周峰, 杨慧, 郭庆. 环境保护与经济发展双赢的规制绩效实证分析[J]. 经济研究, 2009, (3): 14-26.
- [7] 王兵, 吴延瑞, 严鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010, (5): 95-109.
- [8] 陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049[J]. 经济研究, 2010, (3): 129-143.
- [9] 陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究, 2010, (11): 21-34.
- [10] 李玲, 陶峰. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2012, (5): 70-82.
- [11] 陈坤铭, 季彦达, 张光南. 环保政策对“中国制造”生产效率的影响[J]. 统计研究, 2013, (9): 37-43.
- [12] 钱争鸣, 刘晓晨. 我国绿色经济效率的区域差异与影响因素分析[J]. 中国人口资源与环境, 2013, (7): 104-109.
- [13] 吕冰洋, 余丹林. 中国梯度发展模式下经济效率的增进——基于空间视角的分析[J]. 中国社会科学, 2009, (6): 60-72.
- [14] 宋马林, 王舒鸿. 环境规制、技术进步与经济增长[J]. 经济研究, 2013, (3): 122-134.
- [15] TULKENS H., ECKHAUT P. V. Non-parametric Efficiency, Progress and Regress Measures for Panel Data: Methodological Aspects[J]. European Journal of Operational Research, 1995, 80(3): 474-499.
- [16] 杨文举. 基于 DEA 的绿色经济效率增长核算: 以中国地区工业为例[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, (11): 19-34.
- [17] 王恕立, 胡宗彪. 中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察[J]. 经济研究, 2012, (4): 15-27.
- [18] 董敏杰, 李钢, 梁泳梅. 中国工业环境全要素生产率的来源分解——基于要素投入与污染治理的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (2): 3-20.
- [19] TONE K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA: a Slacks-based Measure(SBM) Approach[C]. NAPW III, 2004.
- [20] CHARNES A., COOPER W. W., RHODES E. Measuring the Efficiency of Decision Making Units[J]. European Journal of Operational Research, 1978, 2(6): 429-444.
- [21] 钱争鸣, 刘晓晨. 我国绿色经济效率的区域差异及收敛性研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2014, (1): 110-118.
- [22] FARE R., GROSSKOPF S., LINDGREN B., ROOS P. Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach, in CHARNES A., COOPER W. W. et al. (eds) Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications[M]. Boston, Kluwer Academic Publishers, 1994, pp 253-272.
- [23] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004, (4): 35-44.
- [24] 郑京海, 胡鞍钢. 中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2004, (2): 263-296.
- [25] ANSELIN L., REYS J. Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models[J]. 1991, (23): 112-131.
- [26] ELHORST J. P. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models[J]. International regional science review, 2003, 26(3): 244-268.

(收稿日期: 2014—04—11 责任编辑: 张 鹏)